

PENGUJIAN TINGKAT MOBILITAS MODAL DI INDONESIA DENGAN PENDEKATAN JEFFREY D. SACHS

Aliman^{*)}

Universitas Gadjah Mada

ABSTRACT

The objective of this paper is to test capital mobility in Indonesia for the period of 1970-1998 with Jeffrey D. Sachs's approach. The tools of analysis are cointegration test, Engle-Granger Error Correction Model (EG-ECM), Insukindro-Error Correction Model (I-ECM) and JM test.

The empirical results using EG-ECM and I-ECM shows that approach of Sachs's are useful to identify the degree of capital mobility in Indonesia. The empirical result of EG-ECM and I-ECM for the first approach Sachs failed to identify the degree of capital mobility in Indonesia. However, using second approach of Sachs, the empirical result of EG-ECM and I-ECM show that in the short-run capital mobility in Indonesia is closely perfect—from Indonesia to foreign, but in the long-runs is imperfect.

Moreover, the empirical result of I-ECM shows shock variable in the short-run influences to current account over the period study. Using JM test, it indicates that I-ECM is superior than EG-ECM for explaining capital mobility in Indonesia.

Key words: *Capital mobility, Feldstein and Horioka approach, Jeffrey D. Sachs approach, Engle-Granger Error Correction Model, Insukindro-Error Correction Model and JM test.*

PENDAHULUAN

Fenomena suatu negara mengalami keseimbangan dan ketidakseimbangan dan/atau kesenjangan antara tabungan dan investasi merupakan fenomena yang sangat lazim terjadi di berbagai negara di dunia, khususnya di negara-negara sedang berkembang (NSB). Pada kurun waktu tertentu, suatu negara mungkin masih bisa memenuhi kebutuhan investasinya dari tabungan domestik mereka, akan tetapi mungkin di lain waktu, negara yang bersangkutan bisa jadi akan mengalami kesenjangan antara tabungan dan investasi (*saving-investment gap*). Akibatnya, negara yang mengalami kesenjangan antara tabungan dan investasi harus mencari sumber-sumber modal dan/atau kapital baru, baik dari dalam

maupun dari luar negeri untuk menutup kesenjangan tersebut.

Seiring dengan isu tersebut, salah satu diskusi yang menarik adalah mengenai mobilitas modal (*capital mobility*) antar negara, terlebih lagi dengan semakin terintegrasinya perekonomian antar negara, sehingga sangat dimungkinkan modal bergerak dari satu negara ke negara lain (*mobile*). Dornbusch, et al. (1998: 279-280) mengemukakan bahwa salah satu di antara fakta-fakta yang menonjol

^{*)} Kami mengucapkan terima kasih dengan tanpa implikasi kepada reviewer *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia* yang telah memberikan komentar dan saran yang sangat berarti untuk perbaikan konsep akhir makalah ini. Akan tetapi, segala kesalahan yang mungkin terjadi dalam penulisan makalah ini, sepenuhnya menjadi tanggung jawab kami.

dewasa ini tentang perekonomian internasional adalah derajat integrasi (*degree of integration*) atau hubungan antara pasar-pasar keuangan atau pasar modal yang tinggi. Akibatnya sangat dimungkinkan diperolehnya sumber modal baru, meningkatkan investasi dan dapat membantu meningkatkan ukuran kedalaman dan likuiditas pasar modal domestik. Pada sisi lain harus diakui bahwa integrasi keuangan internasional mungkin juga membawa resiko-resiko besar, khususnya yang berkaitan dengan fluktuasi harga yang tajam di pasar modal.

Memasuki dekade awal tahun 1980-an, terlebih lagi semenjak krisis hutang luar negeri yang melanda negara-negara Amerika Latin, diskusi tentang isu mobilitas modal internasional semakin penting, mendalam serta ramai, tidak hanya di lingkungan akademik, akan tetapi sampai merembet ke para pengambil keputusan di berbagai negara, karena beberapa alasan (Penati dan Dooley, 1984: 1; Bayoumi, 1990: 360; Caves, et al., 1993; Boverberg dan Goulder, 1993: 134; Krol, 1996: 467-474; Jansen, 1996, 749-750 dan Moreno, 1997: 837-863). *Pertama*, isu mobilitas modal internasional menunjukkan dinamika transaksi berjalan (*current account dynamics*) dan merupakan analisis sentral model-model ekonomi makro. Dalam hal ini, korelasi yang dilihat adalah rata-rata pergerakan secara bersama-sama dari tingkat tabungan dan investasi dalam menanggapi gangguan atau guncangan perekonomian secara berkesinambungan. *Kedua*, pendekatan kuantitas (*quantity approach*) terhadap mobilitas modal sebagaimana dikemukakan oleh Feldstein dan Horioka (1980) berguna untuk melihat transfer bersih sumber-sumber riil lintas batas atau antar negara dan sekaligus untuk menentukan efisiensi alokasi modal dalam perekonomian dunia. *Ketiga*, tingkat mobilitas modal mempunyai hubungan penting pada pengaruh jangka pendek dari kebijakan stabilisasi yang meliputi kebijakan moneter, kebijakan fiskal dan kebijakan nilai tukar di negara-negara sedang berkembang. *Keempat*,

dengan mengetahui derajat dari tingkat mobilitas modal, maka dapat diketahui besar-kecilnya tanggapan tabungan dan investasi terhadap guncangan eksternal. *Kelima*, tingkat mobilitas modal antar negara merupakan pertanyaan yang sangat penting dalam ekonomi internasional. Bagi para analis, asumsi tingkat mobilitas modal yang tinggi atau rendah mempunyai implikasi yang sangat besar untuk membuat strategi. Bagi para pembuat keputusan, tingkat mobilitas modal mungkin sangat berarti untuk melihat pengaruh instrumen kebijakan yang berbeda.

Berkaitan dengan hal tersebut, setidaknya ada dua pertanyaan yang menarik untuk diajukan. *Pertama*, bagaimana mengukur mobilitas modal antar negara? Hal ini penting karena terkait dengan upaya mengawasi pergerakan atau mobilitas modal baik dari dalam negeri ke luar negeri maupun dari luar negeri ke dalam negeri. Menurut Goeltom (2001) dengan mengacu pada indeks pengawasan modal (*capital control index*) pada tahun 1998 yang dikeluarkan oleh *International Country Risk Guide*, Indonesia merupakan negara yang cukup liberal dalam pengawasan arus modal lintas batas, baik dalam bentuk mata uang asing maupun dalam rupiah, dengan indeks pengawasan modal sebesar 0,35. Nilai indeks ini jauh lebih rendah apabila dibandingkan Thailand, Filipina, Korea ataupun Malaysia yang masing-masing mempunyai nilai indeks sebesar 0,60; 0,45; 0,61 dan 0,77. *Kedua*, bagaimana tingkat mobilitas modal di Indonesia? Menurut Reksoprajitno (2000: 1), aliran modal di Indonesia lebih bersifat satu arah: untuk keluar dari Indonesia mobilitasnya sangat tinggi (dengan kata lain premi resiko sama dengan nol), sedangkan untuk masuk kembali ke Indonesia premi resiko dapat sangat tinggi.

Makalah ini bermaksud melihat tingkat mobilitas modal di Indonesia dengan mendasarkan pada dua pertanyaan empirik di atas. Guna mendukung maksud tersebut, bagian kedua makalah ini akan menguraikan

pendekatan untuk mengukur tingkat mobilitas modal. Bagian ketiga makalah ini akan membahas mobilitas modal dalam dataran empirik. Selanjutnya, pembicaraan dalam bagian keempat akan dipusatkan pada hasil estimasi empirik mengenai tingkat mobilitas modal di Indonesia. Bagian kelima adalah kesimpulan dan implikasi.

PENGUKURAN TINGKAT MOBILITAS MODAL

Sebagaimana disinggung di muka, salah satu pertanyaan penting dalam kaitannya dengan mobilitas modal adalah bagaimana mengukur tingkat mobilitas modal internasional? Bayoumi (1990: 360), misalnya, mengemukakan bahwa ada dua metode utama yang dapat digunakan untuk mengukur mobilitas modal. *Pertama*, dengan melihat perbedaan pergerakan tingkat hasil yang diharapkan (*rate of return*) dari modal antar negara di mana berkaitan dengan perilaku modal finansial (*financial capital*). *Kedua*, dengan melihat aliran modal internasional aktual dan bukan pada tingkat hasil yang diharapkan. Hal ini sekaligus menunjukkan bahwa penelitian dengan menggunakan pendekatan kedua ini lebih pada tingkat modal riil yang dapat bergerak di antara berbagai kemungkinan biaya yang minimum. Berdasarkan dua pendekatan di atas, makalah ini akan difokuskan pada pendekatan yang disebut terakhir (pendekatan kedua) dengan tujuan untuk mengukur tingkat mobilitas modal, khususnya di Indonesia.

1. Pendekatan Feldstein dan Horioka

Feldstein dan Horioka (1980: 314-329)—untuk selanjutnya disingkat dengan F-H—dapat dikatakan sebagai pelopor pertama yang membahas isu mobilitas modal internasional, yaitu dengan melihat korelasi antara rasio tingkat tabungan terhadap tingkat produk domestik bruto dengan rasio tingkat investasi terhadap tingkat produk domestik bruto.

Dalam hal ini rasio tingkat tabungan terhadap tingkat produk domestik bruto merupakan variabel eksogen. Menurut F-H, di dalam suatu dunia yang ditandai dengan tingginya mobilitas modal, tidak ada alasan secara *a priori* untuk mengharapkan tingkat tabungan domestik dan tingkat investasi domestik berkorelasi antar negara. Tabungan di setiap negara akan tanggap terhadap kesempatan investasi yang meliputi seluruh dunia (*worldwide*). Investasi di negara itu akan didanai dengan kelompok modal (*pool of capital*) yang meliputi seluruh dunia tersebut. Sebaliknya, jika tambahan tabungan cenderung diinvestasikan di dalam negeri, perbedaan antar negara dalam tingkat investasi seharusnya mempunyai hubungan yang sangat dekat dengan perbedaan dalam tingkat tabungan, karena para penabung di negara yang berbeda dihadapkan pada tingkat suku bunga yang sama. Hal yang sama juga berlaku untuk para investor, sehingga keputusan investasi secara sederhana tergantung pada kesempatan investasi relatif.

Berangkat dari dasar pemikiran tersebut, F-H (1980) mengemukakan bahwa pengujian tingkat mobilitas modal antar negara dapat dilakukan dengan melihat korelasi antara rasio tingkat tabungan terhadap tingkat produk domestik bruto (RST) dengan rasio tingkat investasi terhadap tingkat produk domestik bruto (RIT), atau dapat ditulis sebagai berikut:

$$RIT_i = \alpha_0 + \alpha_1 RST_i + \nu_i \quad (1)$$

di mana i menunjukkan negara dan ν_i adalah faktor pengganggu yang diharapkan tidak saling berkorelasi.

Koefisien α_1 dari persamaan (1) di atas diharapkan mempunyai tanda positif. Nilai koefisien $\alpha_1 - 1$ menunjukkan besarnya aliran investasi luar negeri (*foreign investment flows*) dalam mendanai investasi domestik untuk menjaga sehingga tidak terjadi defisit transaksi berjalan.

Berdasarkan persamaan (1), dikatakan terjadi mobilitas modal internasional apabila

RST dengan RIT tidak saling berkorelasi ($\alpha_1 = 0$). Dalam kasus ini, adanya peningkatan tingkat tabungan di negara i akan menyebabkan peningkatan investasi di semua negara di mana distribusi tambahan modal antar negara akan bervariasi secara positif dengan stok kapital mula-mula setiap negara, akan tetapi bervariasi secara negatif dengan elastisitas produk marjinal yang bersangkutan. Dalam kasus ekstrim di mana negara i relatif sangat kecil dalam perekonomian dunia, nilai α_1 secara tidak langsung menunjukkan bahwa mobilitas modal sempurna adalah nol, akan tetapi untuk negara yang relatif besar peranannya dalam perekonomian dunia, nilai α_1 hanya akan menunjukkan besarnya sumbangan modal yang mereka miliki terhadap total modal dunia.

Lebih lanjut, dengan mobilitas modal, tingkat tabungan domestik tidak tergantung pada kesempatan investasi domestik—suatu negara yang ingin menginvestasikan lebih dari tingkat tabungan yang dimiliki dapat meminjam dari luar negeri, karena dalam kasus mobilitas modal, adanya perbedaan tingkat suku bunga yang paling kecilpun akan mengundang datangnya modal secara tak terbatas. Perbedaan tingkat suku bunga yang sangat kecilpun akan mendorong pergeseran portofolio setiap pemilik modal ke arah memiliki aset dengan hasil yang paling tinggi.

Sebaliknya, dalam kasus korelasi RST dengan RIT mendekati atau sama dengan satu ($\alpha_1 = 1$), hal tersebut menunjukkan bahwa mobilitas modal sangat rendah. Ini berarti bahwa peningkatan tingkat tabungan di suatu negara akan tetap berada di negara tersebut.

2. Kritik Terhadap Pendekatan Feldstein dan Horioka

Harus diakui bahwa pendekatan untuk mengukur tingkat mobilitas modal internasional yang ditawarkan oleh F-H merupakan salah satu bahan diskusi yang sampai saat ini belum selesai. Salah satu topik dari diskusi tersebut berkaitan dengan masalah endogeni-

tas. Selain itu pula, pertanyaan teoritis dalam pendekatan F-H yang sering diajukan adalah: apakah tepat korelasi antara tingkat tabungan dan tingkat investasi digunakan sebagai ukuran tingkat mobilitas modal?

Berdasarkan permasalahan di atas, banyak ahli ekonomi dan keuangan internasional yang berpendapat bahwa pendekatan yang diajukan oleh F-H tersebut kurang tepat untuk mengukur tingkat mobilitas modal. Ada beberapa alasan yang dapat diajukan berkaitan dengan hal tersebut. *Pertama*, tingginya korelasi antara tingkat tabungan dan tingkat investasi karena dalam melakukan estimasi terkontaminasi dengan bias persamaan simultan (*simultaneous equation bias*). Sifat bias tersebut menurut Maurice Obstfeld tahun 1991 akan tetap ada walaupun variabel instrumen sudah digunakan (Jansen dan Schulze, 1996: 117; Jansen, 1996: 750-751). Hal ini terjadi karena adanya endogenitas (*endogeneity*) yang melekat pada tingkat tabungan seperti pertumbuhan penduduk, peningkatan produktivitas dan guncangan lainnya. *Kedua*, adanya pengaruh perubahan variabel eksogen dalam tingkat tabungan dan tingkat investasi. James Tobin tahun 1983 dan Robert Murphy tahun 1986 mengemukakan bahwa perubahan eksogenitas dalam tabungan di negara-negara besar mungkin akan mempengaruhi tingkat suku bunga dunia dan dengan demikian investasi, sehingga akan mendorong pergerakan secara bersama-sama (*co-movement*) dari tingkat tabungan dan investasi (Jansen, 1996: 751). Lebih lanjut, Maurice Obstfeld tahun 1986 menunjukkan bahwa dalam konteks runtun waktu, adanya pergerakan secara musiman (*cyclical movement*) dari tingkat pendapatan akan menyebabkan terjadinya mobilitas modal sempurna (Jansen, 1996: 750). Dalam konteks lintas sektoral, tingginya koefisien di dalam hasil regresi tingkat tabungan dan tingkat investasi mungkin merefleksikan pengaruh faktor umum (*common factor*) atau pengaruh umum (*common influence*), seperti pertumbuhan

ekonomi, pertumbuhan penduduk atau pertumbuhan produktivitas. *Ketiga*, dari segi argumen tanggapan atau reaksi kebijaksanaan pemerintah sebagaimana dikemukakan oleh Norman Fieleke tahun 1982, James Tobin tahun 1983 dan Lawrence H. Summers tahun 1988. Adanya keinginan atau reaksi dari pemerintah untuk mencegah munculnya masalah ketidakeimbangan transaksi berjalan, terutama variasi dalam tabungan publik yang digunakan untuk menutupi fluktuasi tabungan swasta dapat menyebabkan munculnya masalah endogen dalam tabungan, sehingga jelas akan terjadi korelasi kuat antara investasi dan tabungan (Dar, et al., 1994: 169-180; Bayoumi, 1990; Frankel, 1992 dan Jansen, 1996: 751).

Linda L. Tesar tahun 1991 menyimpulkan bahwa korelasi positif antara tingkat tabungan dan tingkat investasi sangat penting dalam penelitian empirik untuk menjelaskan model teoritis (Jansen, 1996: 751). Akan tetapi menurut Tesar, hal tersebut sangat sedikit mempertanyakan tentang mobilitas modal internasional. Dengan kata lain, pendekatan yang dikemukakan oleh F-H kurang tepat dijadikan sebagai ukuran tingkat mobilitas modal internasional.

Beberapa kelemahan pendekatan F-H di atas, dalam perkembangan selanjutnya, mendorong beberapa ahli ekonomi internasional seperti Jeffrey D. Sachs tahun 1981 dan tahun 1983, Lawrence H. Summers tahun 1988 Martin Feldstein dan Philippe Bacchetta tahun 1991 dan oleh Pi-Anguita (1999) [untuk diskusi, lihat misalnya: Krol, 1996; Dooley, et al., 1987 dan Dar, et al., 1994] untuk menawarkan pendekatan lain dalam mengukur tingkat mobilitas modal. Dalam makalah ini, pendekatan alternatif yang akan diuraikan adalah pendekatan yang dikembangkan Jeffrey D. Sachs tahun 1981 dan tahun 1983.

3. Pendekatan Jeffrey D. Sachs

Pendekatan Jeffrey D. Sachs tahun 1981 dan tahun 1983 (Krol, 1996: 471-472; Dooley,

et al., 1987) merupakan salah satu pendekatan alternatif dalam mengukur tingkat mobilitas modal. Pendekatan ini berangkat dari pemikiran bahwa adanya defisit dalam transaksi berjalan, suatu negara tentu saja memerlukan aliran atau suntikan modal untuk menutupi defisit transaksi berjalan tersebut. Dalam hal ini Sachs mendasarkan modelnya dengan melihat berapa besar peranan modal yang ada di dalam negeri yang ditunjukkan oleh peranan tabungan domestik terhadap produk domestik bruto (RST) dan berapa besar peranan modal dari luar negeri yang ditunjukkan oleh peranan investasi domestik terhadap produk domestik bruto (RIT) dalam membiayai defisit transaksi berjalan tersebut.

Berdasarkan kerangka pemikiran di atas, pendekatan Sachs dapat dimodelkan dengan RIT dan RST sebagai variabel bebas, sementara rasio transaksi berjalan terhadap produk domestik bruto (RCA) ditempatkan sebagai variabel tak bebas. Atau dapat ditulis sebagai berikut (Krol, 1996: 471-472):

$$RCA_t = \phi_0 + \phi_1 RIT_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$RCA_t = \varphi_0 + \varphi_1 RST_t + \mu_t \quad (3)$$

di mana μ_t dan ε_t adalah faktor pengganggu yang diharapkan tidak saling berkorelasi.

Nilai koefisien ϕ_1 dalam persamaan (2) diharapkan mempunyai tanda negatif yang berarti bahwa RIT mempunyai pengaruh yang negatif terhadap RCA (Krol, 1996: 471). Koefisien ϕ_1 tersebut sekaligus menunjukkan besarnya peranan aliran modal masuk dari luar negeri (*foreign capital inflow*) ke dalam negeri dalam membiayai tingkat investasi di dalam negeri agar supaya tidak terjadi defisit transaksi berjalan. Semakin tinggi nilai koefisien ϕ_1 berarti bahwa kebutuhan akan suntikan modal dari luar negeri semakin besar, dan sebaliknya. Sementara itu, nilai koefisien $(1 - \phi_1)$ menunjukkan besarnya peranan modal dalam negeri dalam membiayai tingkat investasi di dalam negeri agar supaya tidak terjadi defisit transaksi berjalan. Semakin

tinggi nilai koefisien ($1 - \phi_1$), berarti bahwa peranan tabungan nasional bruto semakin besar dalam membiayai defisit transaksi berjalan, dan sebaliknya.

Pada bagian lain, koefisien ϕ_1 dalam persamaan (3) diharapkan mempunyai tanda positif, yang berarti bahwa RST mempunyai pengaruh yang positif terhadap RCA (Krol, 1996: 471). Artinya bahwa apabila tingkat tabungan lebih besar dibandingkan dengan tingkat investasi, maka transaksi berjalan akan surplus, dan sebaliknya. Semakin besar nilai koefisien ϕ_1 , berarti akumulasi surat berharga luar negeri atau modal yang ditanamkan di luar negeri oleh negara yang bersangkutan semakin besar pula. Selanjutnya, positifnya hubungan antara RCA dengan RST, menunjukkan bahwa kesempatan investasi di negara tersebut adalah lebih kecil dibandingkan dengan tingkat tabungan yang tersedia, akibatnya akan terjadi arus kapital keluar negeri sebesar nilai koefisien ϕ_1 untuk menanggapi kesempatan investasi di luar negeri, karena surplusnya transaksi berjalan, yaitu sebesar nilai koefisien ϕ_1 adalah ekuivalen dengan investasi luar negeri bersih yang dilakukan oleh penduduk domestik (Batiz dan Batiz, 1994: 269).

TINJAUAN PENELITIAN SEBELUMNYA TENTANG MOBILITAS MODAL

Tidaklah berlebihan apabila dikatakan bahwa penelitian empirik yang berkaitan dengan tingkat mobilitas modal telah banyak dilakukan, baik pendekatan yang dikembangkan oleh F-H maupun pendekatan yang dikembangkan oleh Sachs tahun 1981 dan tahun 1983. F-H (1980) misalnya, dalam studi empirik mereka menunjukkan bahwa di negara-negara *Organization for Economic Cooperation and Development* (OECD) tidak ditemukan adanya mobilitas modal yang ditandai dengan tingginya nilai koefisien RST dan secara statistik signifikan. Untuk periode sampel 1960-1974, nilai RST adalah sebesar 0,887; periode sampel 1960-1946 sebesar 0,909; periode sampel 1965-1969 sebesar

0,872 dan untuk periode sampel 1970-1974 sebesar 0,871.

Dekle (1996: 53-73) dalam studi empiriknya menguji hipotesis F-H dengan menggunakan data regional Jepang, menemukan hasil yang mendukung hipotesis F-H. Dengan menggunakan persamaan yang disarankan oleh F-H, Dekle menemukan rasio total investasi bruto terhadap produk nasional bruto adalah negatif. Artinya, kenaikan tingkat tabungan nasional di Jepang justru akan menurunkan tingkat investasi. Lebih lanjut, Dekle juga menemukan bahwa tingkat tabungan swasta dan tingkat investasi swasta mengakibatkan mobilitas modal yang lebih tinggi dengan negara-negara di luar Jepang daripada di dalam Jepang itu sendiri.

Studi empirik yang dilakukan oleh Jeffrey D. Sachs tahun 1981 (Penati dan Dooley, 1984: 5-6; Baxter dan Crucini, 1993: 416) dengan menggunakan sampel 14 negara-negara industri selama periode 1971-1979 menemukan adanya mobilitas modal yang berdampak pada terjadinya defisit transaksi berjalan karena adanya *investment booming*. Studi empirik lainnya yang dilakukan oleh Krol (1996: 467-474) dengan menggunakan data panel negara-negara anggota OECD periode 1962-1990, menemukan bahwa baik dengan menggunakan pendekatan F-H maupun pendekatan Sachs ditemukan adanya mobilitas modal di antara negara-negara anggota OECD. Dengan demikian, hasil studi empirik Krol ini berlawanan dengan hasil studi empirik F-H (1980) untuk negara OECD yang menemukan mobilitas modal yang rendah.

Studi empirik yang dilakukan Robert G. Murphy tahun 1984 (Baxter dan Crucini, 1993: 417) dengan menggunakan data lintas sektoral 17 negara menemukan adanya korelasi antara tingkat tabungan dan tingkat investasi yang lebih tinggi untuk negara-negara yang lebih besar. Dengan menggunakan pendekatan F-H, Murphy menemukan bahwa rata-rata koefisien rasio tingkat tabungan hanya 0,59 untuk 10 negara yang paling kecil, sementara untuk 7

negara besar, Murphy menemukan rata-rata koefisien rasio tingkat tabungan adalah sebesar 0,98.

Studi empirik yang dilakukan oleh Rahman (1994: 114-123) dengan menggunakan pendekatan F-H serta dengan menggunakan model penyesuaian parsial, menemukan adanya mobilitas modal di Indonesia selama 1960-1989, walaupun mobilitas modal tersebut tidak sempurna. Berdasarkan hasil studi empirik tersebut, Rahman mengemukakan bahwa dalam jangka pendek, bila tabungan domestik meningkat sebesar 1 rupiah, investasi domestik akan meningkat sebesar 0,43 rupiah. Dalam jangka panjang, bila tabungan domestik meningkat sebesar 1 rupiah, investasi domestik akan meningkat sebesar 0,73 rupiah. Selanjutnya, studi empirik yang dilakukan oleh Jansen (1996: 749-781) dengan menggunakan model koreksi kesalahan untuk 23 negara-negara industri maju selama periode 1951-1991 menemukan bukti adanya mobilitas modal yang tinggi untuk Australia, Islandia, Irlandia, Belanda, Selandia Baru, Norwegia, Portugal dan Inggris, sementara tingkat mobilitas modal yang rendah ditemukan untuk negara Belgia, Finlandia, Perancis, Yunani, Swedia dan Turki.

Studi empirik lebih lanjut dilakukan oleh Linda L. Tesar tahun 1991 (Baxter dan Crucini, 1993: 417) dengan menggunakan data lintas sektoral 24 negara-negara anggota OECD menemukan selama periode 1960-1984 rata-rata koefisien rasio tingkat tabungan adalah sebesar 0,93. Untuk data dengan rata-rata interval selama enam tahun, Tesar menemukan koefisien tingkat tabungan sebesar 0,79-0,95; 0,76-0,95 untuk data dengan rata-rata interval selama tiga tahun dan 0,67-0,97 untuk data dengan rata-rata interval selama satu tahun.

STUDI EMPIRIK TINGKAT MOBILITAS MODAL DI INDONESIA

Pada bagian di bawah ini akan dibahas hasil studi empirik tingkat mobilitas modal di

Indonesia selama periode 1970-1998 dengan menggunakan pendekatan yang dikembangkan oleh Jeffrey D. Sachs tahun 1981 dan tahun 1983. Akan tetapi, untuk mendapatkan gambaran berkaitan dengan proses penelitian ini, akan diketengahkan lebih dulu metodologi penelitian yang digunakan.

1. Data dan Spesifikasi Model Dasar

Data yang digunakan dalam makalah ini adalah data sekunder tahunan dalam bentuk runtun waktu (*time-series*) antara tahun 1970 – 1998. Data yang dimaksud tersebut adalah data tingkat investasi domestik bruto, tingkat tabungan domestik bruto, tingkat produk domestik bruto dan transaksi berjalan. Selain itu pula, makalah ini akan menggunakan data nilai tukar perdagangan (indeks harga ekspor dibagi indeks harga impor). Data-data tersebut diambil dari Indikator Ekonomi dan *Key Indicator of Developing Asian and Pasific Countries*, yang diterbitkan masing-masing oleh Badan Pusat Statistik dan *Asian Development Bank*.

Spesifikasi model dasar yang digunakan dalam makalah ini sama dengan formulasi pada persamaan (2) di atas [untuk selanjutnya disebut dengan pendekatan Sachs yang pertama] dan formulasi pada persamaan (3) [untuk selanjutnya disebut dengan pendekatan Sachs yang kedua].

$$RCA_t = \alpha_0 + \alpha_1 RIT_t + U_t \quad (4)$$

$$RCA_t = \delta_0 + \delta_1 RST_t + V_t \quad (5)$$

di mana:

RIT_t = Rasio tingkat investasi domestik bruto terhadap produk domestik bruto Indonesia pada tahun t.

RST_t = Rasio tingkat tabungan domestik bruto terhadap produk domestik bruto Indonesia pada tahun t.

RCA_t = Rasio transaksi berjalan terhadap produk domestik bruto Indonesia pada tahun t.

U_t dan V_t = Faktor pengganggu yang diharapkan tidak saling berkorelasi.

2. Alat Analisis

Alat analisis yang digunakan dalam makalah ini adalah model koreksi kesalahan dari Engle dan Granger (1987) atau *Engle-Granger two stage procedure* dan model koreksi kesalahan Insukindro (1998) atau *Insukindro two stage procedure* dengan salah satu tujuan utama untuk menghasilkan nilai estimasi yang lebih baik dan sekaligus untuk menghindari munculnya regresi lancung. Selain itu pula, dalam makalah ini digunakan juga uji keunggulan model yaitu uji JM untuk menentukan spesifikasi model koreksi kesalahan yang relatif lebih unggul di antara dua model koreksi kesalahan di atas.

Selanjutnya, pendekatan kointegrasi digunakan dengan tujuan untuk menghitung nilai *error correction term* (ECT) yang diambil dari *residual* persamaan kointegrasi persamaan (4) dan (5) dan selanjutnya nilai ECT ini dimasukkan dalam model koreksi kesalahan Engle dan Granger maupun dalam model koreksi kesalahan Insukindro sebagai variabel bebas dan sekaligus untuk menunjukkan unsur koreksi terhadap ketidakseimbangan yang muncul dalam perekonomian. Sebagai konsekuensi dari penggunaan pendekatan kointegrasi tersebut, maka pengujian terhadap tingkat stasioneritas data yaitu meliputi akar-akar unit dan/atau uji derajat integrasi merupakan syarat perlu.

2.1. Model Koreksi Kesalahan Engle dan Granger

Model koreksi kesalahan yang dikembangkan oleh Engle dan Granger (1987)—untuk selanjutnya disingkat dengan EG-ECM (*Engle-Granger Error Correction Model*) dalam buku-buku teks dan/atau jurnal yang berkaitan dengan ekonometrika banyak disebut sebagai salah satu contoh model koreksi kesalahan (jangka pendek) dikaitkan dengan pendekatan

kointegrasi (jangka panjang). Ide utama EG-ECM berangkat dari Teorema Representasi Granger (1986). Teorema ini menekankan bahwa bila variabel-variabel yang sedang diamati membentuk suatu himpunan yang berkointegrasi maka model dinamis yang sah atau valid adalah model koreksi kesalahan. Demikian halnya juga, apabila model koreksi kesalahan merupakan model yang sah maka variabel-variabel yang digunakan akan merupakan himpunan variabel yang berkointegrasi. Sebaliknya, bila variabel yang digunakan tidak berkointegrasi maka *residual* dari model koreksi kesalahan tidak stasioner dan kondisi tersebut memberikan indikasi bahwa spesifikasi model yang diamati tidak sah.

Selanjutnya sebagaimana dikemukakan di atas, sebelum menggunakan atau menerapkan EG-ECM, pengujian terhadap tingkat stasioneritas data merupakan syarat perlu, di mana data atau variabel-variabel yang diamati tersebut harus mempunyai derajat interasi yang sama (Insukindro, 1993: 129-134). Dengan asumsi bahwa data yang digunakan atau yang sedang diamati mempunyai tingkat derajat integrasi yang sama, selanjutnya dapat dilakukan uji kointegrasi untuk melihat hubungan jangka panjang dari model yang sedang diamati.

Sebagai ilustrasi untuk dapat menerapkan EG-ECM ini, perlu diamati kembali persamaan (4) dan (5) di atas dan asumsikan bahwa *residual* dari kedua persamaan tersebut adalah stasioner pada derajat nol, atau $U_t = I(0)$ dan $V_t = I(0)$. Selanjutnya berdasarkan persamaan (4) dan (5), kemudian diturunkan EG-ECM:

$$\begin{aligned} DRCA_t = & \alpha_1 DRIT_t + \alpha_2 RIT_{t-1} + \\ & \alpha_3 (RIT_{t-1} - RCA_{t-1}) + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} DRCA_t = & \beta_1 DRST_t + \beta_2 RST_{t-1} + \\ & \beta_3 (RST_{t-1} - RCA_{t-1}) + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (7)$$

Mengikuti teori yang dikembangkan oleh Engle dan Granger (1987), bila $U_t = I(0)$ dan $V_t = I(0)$, maka U_{t-1} dapat menggantikan variabel

RCA_{t-1} dan RIT_{t-1} pada ruas kanan persamaan (6) serta V_{t-1} menggantikan variabel RCA_{t-1} dan RST_{t-1} pada ruas kanan persamaan (7) sehingga diperoleh persamaan:

$$DRCA_t = \delta_1 DRIT_t + \delta_2 U_{t-1} + \eta_{1t} \quad (8)$$

$$DRCA_t = \phi_1 DRST_t + \phi_2 V_{t-1} + \eta_{2t} \quad (9)$$

di mana:

DZ_t = Z_t - Z_{t-1} dan merupakan nilai koefisien jangka pendek dari Z_t.

U_{t-1} dan V_{t-1} = Masing-masing adalah nilai *error correction term* pada periode sebelumnya yang diambil dari *residual* hasil estimasi persamaan kointegrasi dalam pendekatan Sachs yang pertama dan kedua.

2.2. Model Koreksi Kesalahan Insukindro

Model koreksi kesalahan Insukindro (*Insukindro Error Correction Model* = I-ECM) dikembangkan oleh Insukindro (1998) di mana sebenarnya merupakan pengembangan lebih lanjut dari model koreksi kesalahan Insukindro (1990). Syarat untuk menerapkan I-ECM sama dengan EG-ECM, dan dalam pemodelannya hampir sama. Perbedaannya adalah dalam I-ECM ditambahkan dengan unsur variabel guncangan atau syok (*shock*) sebagai variabel bebas sebagaimana disajikan dalam persamaan (10) dan (11). Variabel syok sekaligus untuk menunjukkan adanya fenomena unsur yang tidak dapat diantisipasi (*unanticipated*) terhadap RCA dalam jangka pendek (DSyok_t) dan jangka panjang (Syok_{t-1}).

$$DRCA_t = \gamma_1 DRIT_t + \gamma_2 U_{t-1} + \gamma_3 DSyok_t + \gamma_4 Syok_{t-1} + \eta_{1t} \quad (10)$$

$$DRCA_t = \phi_1 DRST_t + \phi_2 V_{t-1} + \phi_3 DSyok_t + \phi_4 Syok_{t-1} + \eta_{2t} \quad (11)$$

di mana nilai Syok_t dalam persamaan (10) dan (11) diperoleh dari nilai *residual* berdasarkan hasil estimasi nilai tukar perdagangan (*term of*

trade = TOT_t) dengan menggunakan metode otoregresif 1 [*autoregressive* (AR) = 1].

2.3. Uji Keunggulan Model (Uji JM)

Ada beberapa uji yang dapat digunakan dalam menguji keunggulan satu model tertentu terhadap model yang lainnya, yaitu uji yang dikembangkan oleh MacKinnon, White dan Davidson tahun 1983 (*MWD test*), metode Bera dan McAleer tahun 1988 (*B-M test*), metode yang dikembangkan oleh Zarembka tahun 1968, uji J yang dikembangkan oleh R. Davidson dan J.G. MacKinnon tahun 1981 dan pengembangan dari uji J yaitu uji JM yang dikembangkan oleh Maddala tahun 1988 (untuk kepustakaan, lihat misalnya: Insukindro, 1990: 253-258; Insukindro dan Aliman, 1999: 49-61). Perlu diketahui bahwa kesemua uji-uji di atas, tidak hanya dapat diaplikasikan untuk model estimasi linier, tetapi juga dapat digunakan untuk model estimasi non-linier.

Makalah ini akan menggunakan uji JM untuk menentukan model estimasi yang relatif lebih unggul antara EG-ECM dengan I-ECM. Adapun langkah-langkah untuk dapat menerapkan uji JM dari kasus di atas adalah sebagai berikut (Insukindro, 1990: 257-258):

1. Estimasi EG-ECM dan I-ECM, kemudian dapatkan nilai *fitted*-nya yang masing-masing diberi nama dengan F-ECM_t dan F-IECM_t.
2. Lakukan estimasi terhadap dua persamaan berikut ini:

$$DRCA_t - F-ECM_t = \xi (F-IECM_t - F-ECM_t) + u_t \quad (12)$$

$$DRCA_t - F-IECM_t = \psi (F-ECM_t - F-IECM_t) + e_t \quad (13)$$

3. Lakukan pengujian hipotesis terhadap nilai koefisien ξ dan nilai koefisien ψ . Apabila koefisien ξ berbeda dengan nol dan signifikan secara statistik, sementara

koefisien ψ tidak signifikan secara statistik, I-ECM mengguguli EG-ECM. Sebaliknya, apabila koefisien ψ berbeda dengan nol dan signifikan secara statistik, sementara koefisien ξ tidak signifikan secara statistik, maka EG-ECM mengguguli I-ECM.

3. Hasil Studi Empirik Tingkat Mobilitas Kapital di Indonesia

Pembicaraan akan diawali dengan uji stasioneritas data dari variabel-variabel yang digunakan dalam penelitian ini, yaitu dengan mengikuti metode yang dikembangkan oleh Dickey dan Fuller (1981). Hasil estimasi uji stasioneritas data, selengkapnya disajikan dalam tabel 1 di bawah. Dari tabel 1 terlihat bahwa variabel rasio tingkat investasi terhadap

produk domestik bruto (RIT_t), rasio tingkat tabungan terhadap produk domestik bruto (RST_t) dan transaksi berjalan terhadap produk domestik bruto (RCA_t) belum stasioner pada tingkat aras (*level*). Hasil estimasi lebih lanjut, menunjukkan bahwa pada tingkat perbedaan pertama (*first difference*), variabel RST_t, variabel RIT_t dan variabel RCA_t sudah merupakan variabel stasioner, atau *I(1)*. Dengan kata lain, pada tingkat perbedaan pertama, RST_t, RIT_t dan RCA_t merupakan data dengan variasi yang mendekati atau berputar di sekitar nilai rata-ratanya.

Selanjutnya dilakukan penaksiran terhadap persamaan (4) dan (5) yang meliputi variabel-variabel berintegrasi sama, yaitu *I(1)*. Regresi ini disebut pula dengan regresi kointegrasi, di mana hasilnya disajikan dalam tabel 2.

Tabel 1: Hasil Estimasi OLS Uji Stasioneritas Variabel RIT_t, RST_t dan RCA_t; 1970 – 1998

Variabel	Uji Akar-Akat Unit		Uji Derajat Integrasi Satu	
	DF	ADF	DF	ADF
RCA _t	-3,1594	-3,3347	-3,8497	-3,6447
RIT _t	-2,7076	-1,6679	-3,4915	-3,9221
RST _t	-1,9113	-0,4030	-3,2678	-3,7227

Keterangan:

- Nilai DF dan ADF tabel dengan $N = 25$ dan $\alpha = 5\%$, masing-masing sebesar $-3,00$ dan $-3,60$.
- Lag yang digunakan sepanjang satu (1) untuk RIT_t dan RST_t, sedangkan untuk RCA_t sepanjang 5.

Tabel 2: Hasil Estimasi OLS Pendekatan Sachs I dan II untuk Tingkat Mobilitas Modal di Indonesia: 1970 – 1998
(Variabel Tak Bebas: RCA_t)

Variabel Bebas	Nilai Koefisien dan t-Statistik	Variabel Bebas	Nilai Koefisien dan t-Statistik
Konstanta	-0,0669 (-2,0893)	Konstanta	-0,1173 (-4,3063)
RIT _t	0,1535 (1,2909)	RST _t	0,3246 (3,4290)
CRDW	1,6411	CRDW	1,7429
DF	4,5255	DF	4,1167
ADF	4,4506	ADF	3,4765

Keterangan: - Nilai CRDW, DF dan ADF tabel dengan $\alpha = 5\%$, masing-masing sebesar 0,78, 3,67 dan 3,29.

Hasil estimasi yang disajikan dalam tabel 2 menunjukkan bahwa tanda koefisien RST_t sesuai dengan harapan teoritik dan signifikan secara statistik, sementara tanda koefisien RIT_t mempunyai tanda yang tidak sesuai dengan harapan teoritik, akan tetapi tidak signifikan secara statistik. Selanjutnya, nilai statistik $CRDW$ (*Cointegration Regression Durbin-Watson*), DF (*Dickey-Fuller*) dan ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) untuk uji kointegrasi memberikan indikasi bahwa variabel RCA_t dengan RIT_t dan RCA_t dengan RST_t berkointegrasi atau mempunyai hubungan keseimbangan jangka panjang sesuai dengan harapan teoritik persamaan (4) dan (5). Dengan demikian, *residual* regresi persamaan kointegrasi atau kesalahan keseimbangan dari persamaan (4) dan (5) stasioner pada derajat nol atau $I(0)$. Artinya bahwa *residual* regresi persamaan kointegrasi dari persamaan (4) dan (5) mempunyai nilai rata-rata nol.

Langkah berikutnya adalah mengestimasi EG-ECM dan I-ECM seperti yang dijabarkan dalam persamaan (8) dan (9) serta persamaan (10) dan (11). Hasil estimasi dari kedua model koreksi kesalahan tersebut untuk menguji tingkat mobilitas modal di Indonesia dengan menggunakan pendekatan Sachs yang pertama dan yang kedua, selengkapnya disajikan dalam tabel 3 dan 4. Dari tabel 3 dan 4, hasil estimasi EG-ECM maupun I-ECM dapat dikatakan sukses dalam mengestimasi tingkat mobilitas modal di Indonesia selama periode penelitian. Salah satu indikator utama yang menunjukkan kesuksesan tersebut adalah signifikannya koefisien *error correction term* (U_{t-1} dan V_{t-1}) secara statistik, baik dalam hasil estimasi EG-ECM maupun I-ECM dan sekaligus menunjukkan bahwa spesifikasi model yang digunakan dalam makalah ini adalah sah atau valid. Selanjutnya, signifikannya variabel $Syok_t$ dalam hasil estimasi I-ECM menunjukkan bahwa I-ECM relevan untuk digunakan dalam mengestimasi mobilitas modal di Indonesia dengan menggunakan pendekatan Sachs pertama dan kedua. Selain itu pula, hasil

estimasi EG-ECM maupun I-ECM tersebut lolos dari beberapa uji asumsi klasik seperti non-otokorelasi, homoskedastisitas dan linieritas.

Selanjutnya, berdasarkan hasil estimasi EG-ECM dan I-ECM, terlihat bahwa variabel rasio investasi terhadap produk domestik bruto ($DRIT_t$) dalam jangka pendek tidak signifikan secara statistik. Hal yang sama juga berlaku untuk koefisien RIT_t dalam jangka panjang sebagaimana terlihat dalam tabel 2 di atas.

Sementara itu, dengan menggunakan pendekatan Sachs yang kedua, hasil estimasi EG-ECM menunjukkan adanya mobilitas modal dalam jangka pendek, walaupun belum dapat dikategorikan sempurna yang ditunjukkan oleh nilai koefisien rasio tabungan domestik terhadap produk domestik bruto ($DRST_t$) sebesar 0,6697 persen dalam hasil estimasi EG-ECM. Dalam jangka panjang hasil estimasi dalam pendekatan Sachs yang kedua menunjukkan mobilitas modal yang rendah, dengan nilai koefisien sebesar 0,3246 persen (lihat tabel 2). Hal ini berarti bahwa apabila tingkat tabungan domestik dalam jangka pendek (jangka panjang) meningkat sebesar 1 persen, transaksi berjalan akan mengalami surplus sebesar 0,6697 persen dalam jangka pendek (dan 0,3246 persen dalam jangka panjang). Surplusnya transaksi berjalan, menunjukkan bahwa kegiatan dan/atau kesempatan investasi di Indonesia, terutama dalam jangka pendek sangat rendah, karena semua kebutuhan investasi di dalam negeri (Indonesia) dapat dipenuhi dengan tingkat tabungan domestik bruto yang tersedia. Akibatnya dalam jangka pendek, tabungan domestik bruto sekitar 0,6697 persen dalam jangka pendek (0,3246 persen dalam jangka panjang) akan diinvestasikan dan/atau dialirkan ke luar negeri untuk mencari tingkat hasil (*rate of return*) yang lebih tinggi dan hanya sekitar 0,3303 persen ($1 - 0,6697 = 0,3303$) serta 0,6754 persen dalam jangka panjang ($1 - 0,3246 = 0,6754$) yang ditanamkan di dalam negeri.

Tabel 3: Hasil Estimasi OLS EG-ECM Pendekatan Sachs I dan II untuk Tingkat Mobilitas Modal di Indonesia: 1970 – 1998
(Variabel Tak Bebas: DRCA_t)

Variabel Bebas	Nilai Koefisien dan t-Statistik	Variabel Bebas	Nilai Koefisien dan t-Statistik
DRIT _t	-0,1057 (-0,5752)	DRST _t	0,6697 (3,7040)
U _{t-1}	-0,6012 (-2,7660)	V _{t-1}	-0,6075 (-3,6700)
R ²	0,3729	R ²	0,4655
Adj. R ²	0,3487	Adj. R ²	0,4450
S ²	0,0341	S ²	0,0315
D-W Stat	2,1139	D-W Stat	2,0221
Uji Asumsi Klasik:			
1. Otokorelasi:	- F-Stat: 1,1117 - χ^2 (2): 1,9694	1. Otokorelasi:	- F-Stat: 0,0255 - χ^2 (2): 0,0000
2. Homokedastisitas:	- F-Stat: 0,5271 - χ^2 (5): 2,9956	2. Homokedastisitas:	- F-Stat: 1,5810 - χ^2 (5): 7,4015
3. Linieritas:	- F-Stat: 0,0401	3. Linieritas:	- F-Stat: 0,3077

Tabel 4: Hasil Estimasi OLS I-ECM Pendekatan Sachs I dan II untuk Tingkat Mobilitas Modal di Indonesia: 1970 – 1998
(Variabel Tak Bebas: DRCA_t)

Variabel Bebas	Nilai Koefisien dan t-Statistik	Variabel Bebas	Nilai Koefisien dan t-Statistik
DRIT _t	0,2047 (0,9620)	DRST _t	0,5706 (2,9159)
U _{t-1}	-0,8137 (-3,5885)	V _{t-1}	-0,5886 (-3,2532)
DSyok _t	0,1290 (2,5581)	DSyok _t	0,0832 (1,8624)
Syok _{t-1}	0,1515 (1,9681)	Syok _{t-1}	0,0563 (0,9758)
R ²	0,5207	R ²	0,5358
Adj. R ²	0,4582	Adj. R ²	0,4752
S ²	0,0317	S ²	0,0223
D-W Stat	1,8980	D-W Stat	1,9289
Uji Asumsi Klasik:			
1. Otokorelasi:	- F-Stat: 0,4348 - χ^2 (4): 0,9203	1. Otokorelasi:	- F-Stat: 0,0244 - χ^2 (4): 0,0016
2. Homokedastisitas:	- F-Stat: 0,3325 - χ^2 (14): 7,5463	2. Homokedastisitas:	- F-Stat: 0,5491 - χ^2 (14): 10,5430
3. Linieritas:	- F-Stat: 0,0904	3. Linieritas:	- F-Stat: 0,0088

Lebih lanjut, dari hasil estimasi I-ECM sebagaimana disajikan dalam tabel 4 di atas, dapat pula dikemukakan bahwa baik dalam pendekatan Sachs pertama maupun kedua, dalam jangka pendek variabel $Syok_t$ ($DSyok_t$) signifikan secara statistik. Ini berarti bahwa surplusnya transaksi berjalan sangat terpengaruh dengan adanya guncangan atau syok dalam nilai tukar perdagangan.

Berdasarkan hasil estimasi EG-ECM dan I-ECM, dapat disimpulkan bahwa kedua

spesifikasi model koreksi kesalahan tersebut relevan untuk digunakan untuk menguji mobilitas modal di Indonesia selama periode penelitian dengan menggunakan pendekatan Sachs. Pertanyaan empirik yang muncul dalam kaitan ini adalah: manakah spesifikasi model koreksi kesalahan yang relatif unggul dibandingkan yang lain? Untuk keperluan tersebut, akan digunakan uji JM, yaitu dengan mengestimasi persamaan (12) dan (13) di atas.

Tabel 5: Hasil Estimasi Uji Keunggulan Model (Uji JM)

Pendekatan	Nilai Koefisien ξ Dan t-Statistik	Nilai Koefisien ψ dan t-Statistik
Sachs Pertama	1,0000 (2,8867)	-5,89E-16 (-1,70E-15)
Sachs Kedua	1,0000 (2,0219)	1,12E-15 (2,27E-15)

Hasil estimasi uji JM, sebagaimana disajikan dalam tabel 5, menunjukkan bahwa hasil estimasi I-ECM relatif lebih unggul dibandingkan hasil estimasi EG-ECM dalam menjelaskan fenomena mobilitas modal di Indonesia. Hal ini terlihat dari signifikannya nilai koefisien ξ secara statistik, sementara nilai koefisien ψ tidak signifikan secara statistik. Selain itu pula, EG-ECM adalah kasus khusus dari I-ECM, karena dalam I-ECM sudah tercakup variabel-variabel kunci EG-ECM.

KESIMPULAN DAN IMPLIKASI

Sejauh ini telah dikemukakan teori dan/atau pendekatan mobilitas modal dari Sachs tahun 1981 dan 1983 maupun dari Feldstein dan Horioka. Selain itu pula, makalah ini telah membuktikan secara empirik pendekatan Sachs dalam menguji tingkat mobilitas modal di Indonesia untuk periode penelitian selama tahun 1970-1998 dengan menggunakan model koreksi kesalahan Engle-Granger (1987) dan model koreksi kesalahan Insukindro (1998).

Berdasarkan penemuan empirik di atas, setidaknya ada tiga hal penting yang dapat diuraikan. *Pertama*, makalah ini membuktikan secara empirik bahwa selama periode penelitian, aliran modal di Indonesia lebih bersifat satu arah yang ditunjukkan oleh koefisien rasio tingkat tabungan terhadap produk domestik bruto yang signifikan secara statistik, baik dengan menggunakan model koreksi kesalahan Engle-Granger maupun model koreksi kesalahan Insukindro. *Kedua*, fenomena mobilitas modal di Indonesia selama periode penelitian cenderung bersifat atau lebih merupakan fenomena jangka pendek, yang ditandai dengan lebih tingginya aliran modal dari Indonesia ke luar negeri dalam jangka pendek dibandingkan dengan jangka panjang. *Ketiga*, membuktikan secara empirik bahwa I-ECM mengungguli EG-ECM dalam menentukan perilaku mobilitas modal di Indonesia selama periode penelitian.

Menghadapi permasalahan aliran modal yang cenderung bersifat satu arah tersebut, kiranya perlu disambut baik langkah yang telah diambil oleh Bank Indonesia (BI) dengan

menerapkan ketentuan mengenai non-internasionalisasi rupiah melalui peraturan BI Nomor 3 tanggal 12 Januari 2000 tentang Pembatasan Transaksi Rupiah dan Pemberian Kredit Valuta Asing oleh Bank, pembatasan penyediaan rupiah oleh bank-bank di Indonesia kepada bukan penduduk, sehingga dampak negatif dari penyalagunaan mata uang domestik untuk spekulasi, yaitu terutama spekulasi yang sifatnya melabilkan (*destabilizing speculation*) yang sewaktu-waktu dapat menggerogoti perekonomian nasional dapat diatasi. Dalam kaitannya dengan pembatasan rupiah yang dapat dibawa masuk ke dalam atau ke luar wilayah Indonesia, pemerintah telah mengeluarkan PP No. 18/1998 tanggal 2 Februari 1998.

DAFTAR PUSTAKA

- Asian Development Bank, *Key Indicator of Developing Asian and Pasific Countries*, Beberapa Edisi.
- Badan Pusat Statistik, *Indikator Ekonomi*, Beberapa Edisi.
- Batiz, Francisco L. Rivera and Luis A. Rivera Batiz (1994), *International Finance and Open Economy Macroeconomics*, 2nd Edition, MacMillan Publishing Company.
- Baxter, Marianne and Mario J. Crucini (1993), "Explaining Saving-Investment Correlations", *American Economic Review*, Vol. 83, No. 3, June: 416-436.
- Bayoumi, Tamim (1990), "Saving-Investment Correlations: Immobile Capital, Government Policy, or Endogenous Behavior?", *IMF Staff Papers*, Vol. 37, No. 2, June: 360-387.
- Bovenberg, A. Lans and Lawrence H. Goulder (1993), "Promoting Investment Under International Capital Mobility: An Inter-temporal General Equilibrium Analysis", *Scandinavia Journal of Economics*, Vol. 95, No. 2: 133-156.
- Caves, Richard E., Jeffrey A. Frankel and Ronald W. Jones (1993), *World Trade and Payment: An Introduction*, 6th Edition, Harper Collins College Publishers.
- Dar, Atul A., Saleh Amirkhalkhali and Samad Amirkhalkhali (1994), "On The Fiscal Policy Implications of Low Capital Mobility: Some Futhter Evidence from Cross-Country, Time-Series Data", *Southern Economic Journal*, Vol. 61, Issue 1, July: 169-180.
- Dekle, Robert (1996), "Saving-Investment Associations and Capital Mobility: On the Evidence from Japanese Regional data", *Journal of International Economics*, Vol. 41, No. 1/2, August: 53-72.
- Dickey, David A. and Wayne A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol. 49: 1057-1072.
- Dooley, Michael, Jeffrey Frankel and Donald J. Mathieson (1987), "International Capital Mobility: What Do Saving-Investment Correlation Tell Us?", *IMF Staff Papers*, Vol. 34, No. 3, September: 503-530.
- Dornbusch, Rudiger, Stanley Fischer and Richard Startz (1998), *Macroeconomics*, 7th Edition, Irwin/McGraw-Hill.
- Engle, Robert F. and C. W. J. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, March: 251-279.
- Feldstein, Martin S. and Charles Y. Horioka (1980), "Domestic Saving and International Capital Flows", *Economic Journal*, Vol. 90, No. 428, June: 314-329.
- Frankel, Jeffrey A. (1992), "Measuring International Capital Mobility: A Review", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol. 82, No. 2, May: 197-202.

- Goeltom, Miranda S. (2001), "Kebijakan BI mengenai Non-Internasionalisasi Rupiah", *Kompas*, 16 Januari 2001.
- Granger, C. W. J. (1986), "Development in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, No. 3: 213-228.
- Insukindro (1990), "The Short and Long-Term Determinants of Money and Bank Credit Market in Indonesia", *P.hD Thesis*, Departement of Economics, University of Essex, United of Kingdom, Unpublished.
- Insukindro (1993), *Ekonomi Uang dan Bank: Teori dan Pengalamam di Indonesia*, Edisi Kedua, BPFE, Yogyakarta.
- Insukindro (1998), "Pendekatan Stok Penyangga Permintaan Uang: Tinjauan Teoritik dan Sebuah Studi Empirik di Indonesia", *Ekonomi dan Keuangan Indonesia*, Vol. XLVI, No. 4: 451-471.
- Insukindro dan Aliman (1999), "Pemilihan dan Bentuk Fungsi Model Empiris: Studi Kasus Permintaan Uang Kartal Riil di Indonesia", *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia*, Vol. 14, No. 1: 49-61.
- Jansen, W. Jos (1996), "Estimating Saving-Investment Correlations: Evidence for OECD Countries Based on an Error Correction Model", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 15, No. 5, October: 749-781.
- Jansen, W. Jos and Günther G. Schulze (1996), "Theory-Based Measurement of the Saving-Investment Correlation With an Application to Norway", *Economic Inquiry*, Vol. XXXIV, No. 1, January: 116-132.
- Krol, Robert (1996), "International Capital Mobility: Evidence from Panel Data", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 15, No. 3, June: 467-474.
- Moreno, Ramon (1997), "Saving-Investment Dynamics and Capital Mobility in the US and Japan", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 16, No. 6, December: 837-863.
- Penati, Alessandro and Michael Dooley (1984), "Current Account Imbalances and Capital Formation in Industrial Countries, 1949-1981", *IMF Staff Papers*, Vol. 31, No. 1, June: 1-24.
- Rahman, Mohammad Mafizur (1994), "Capital Mobility: The Case of Indonesia", *Indonesian Quarterly*, Vol. XXII, No. 2, 2nd Quarter: 114-123.
- Reksoprajitno, Soedijono (2000), "Menstabilkan Nilai Tukar Rupiah: Sebuah Pendekatan TETERINDO", *Makalah* disampaikan pada Seminar Setengah Hari: Perkembangan Ekonomi Terkini dan Manajemen Nilai Tukar, Kerjasama Bank Indonesia dan Program M.Si dan Doktor Ilmu Ekonomi UGM, Yogyakarta: 18 Desember 2000: 1-5.